

LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN EMPRESARIAL COMO INSTRUMENTO DE CONTROL Y PREDICCIÓN DE LOS PRECIOS INDUSTRIALES.

Oscar Clavería, Ernest Pons y Jordi Suriñach

claveria@eco.ub.es

Grupo de *Anàlisi Quantitativa Regional* (AQR)

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española

Universidad de Barcelona

Resumen. Las encuestas de opinión empresarial constituyen desde finales de los años cuarenta una herramienta fundamental para el seguimiento de la coyuntura y la evolución de un conjunto de variables relacionadas con la actividad industrial. La principal característica de la información contenida en las encuestas de opinión es su naturaleza cualitativa, lo que hace necesaria la implementación de algún tipo de transformación con el objetivo de hacerla más fácilmente interpretable y de poderla analizar con el instrumental estadístico convencional. En este trabajo se presenta un método para la cuantificación de la información cualitativa que proviene de encuestas de opinión que permite relajar algunos de los supuestos necesarios en la aplicación de otros métodos. Como ilustración, se aplica este método a los datos de precios de la Encuesta de Coyuntura Industrial (ECI) de la Cámara de Comercio de Barcelona (COCINB) y se analiza su capacidad para predecir la evolución del Índice de Precios Industriales (IPRI) en Cataluña.

Palabras clave. Encuestas de opinión, información cualitativa, métodos de cuantificación, precios industriales y expectativas.

Abstract. Since the end of the 40s, business surveys have become an essential tool for economic agents and decision-makers to track the evolution of a set of variables related with the manufacturing activity. In order to make the qualitative data coming from tendency surveys more easily interpretable they need to be transformed so that they can also be analyzed with standard statistical techniques. A method for quantifying qualitative survey data is proposed so that it allows to relax some of the assumptions of the model. The method is applied to price expectations data from the *Encuesta de Coyuntura Industrial* (ECI) of the *Cámara de Comercio de Barcelona* (COCINB) to forecast the evolution of the manufacturing price index (IPRI) in Catalonia.

Key words. Business surveys, qualitative data, quantification methods, manufacturing prices and inflation expectations.

LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN EMPRESARIAL COMO INSTRUMENTO DE CONTROL Y PREDICCIÓN DE LOS PRECIOS INDUSTRIALES.*

1. Introducción

En una época de creciente incertidumbre como la actual, las expectativas de los agentes económicos adquieren una gran relevancia para la toma de decisiones a nivel político y empresarial. Las encuestas de opinión son la única fuente de obtención de expectativas directamente observadas, lo que les confiere un gran valor para el seguimiento continuado de la actividad industrial y la elaboración de previsiones sobre su evolución futura.

Tal como señala la Comisión Europea (1997), las encuestas de opinión son un complemento necesario a las estadísticas cuantitativas convencionales debido, entre otros, a los siguientes motivos:

- están disponibles con una antelación de entre tres y cuatro meses en relación a los datos cuantitativos oficiales, sin estar supeditadas a los problemas de revisión de los que adolecen éstos.
- permiten el seguimiento de áreas no cubiertas hasta el momento (como son los stocks y los pedidos, por ejemplo) con mayor frecuencia y de forma sincronizada.
- hacen posible la comparación entre países debido al proceso de homogeneización progresiva conseguido mediante el *Joint Harmonised EU Programme* iniciado en noviembre de 1961.
- ofrecen información sobre la evolución futura esperada de las variables, es decir, sobre las expectativas de los agentes.

Las encuestas de opinión preguntan periódicamente a empresarios y consumidores sobre la evolución percibida y esperada de las principales variables económicas que afectan a su actividad. Como los empresarios y los consumidores son los agentes que operan en el mercado, a través de sus decisiones económicas se convierten en los protagonistas de los cambios futuros sobre los que expresan su opinión. Este hecho hace aún más valiosa la información que se desprende de estos cuestionarios para la predicción a corto plazo.

Las encuestas de opinión sólo obtienen información sobre la dirección de cambio de la variable. Esto hace que los resultados que de ellas se derivan sean menos susceptibles ante los errores de muestreo y de medición que los obtenidos a partir de encuestas que requieren predicciones puntuales. Esta característica entraña, a su vez, una de las limitaciones fundamentales de los datos procedentes de encuestas de opinión. Concretamente, al tratarse de información cualitativa es necesaria la implementación de algún tipo de transformación que facilite su interpretación y haga posible analizarla con el instrumental estadístico convencional.

Este trabajo tiene como objetivo el desarrollo de un método de cuantificación que permita mejorar el seguimiento y la predicción de la evolución de diferentes variables relacionadas con la actividad económica. La especial importancia de la evolución actual de los precios hace que nos centremos en el estudio de los precios industriales, tomando como referencia la variable concerniente a la tendencia esperada de los precios de venta de los productos terminados para los próximos meses. Además, siguiendo a Aranda, González y Petitbó (1994), las previsiones efectuadas sobre variables que dependen de la estrategia de la propia empresa (como lo es el precio de venta) tienen mayor credibilidad que las realizadas sobre variables ajenas a la empresa.

El trabajo que aquí se presenta se estructura de la siguiente manera. En primer lugar, se realiza un análisis de los datos disponibles sobre la tendencia esperada de los precios industriales derivados de la encuesta de coyuntura industrial (ECI) de la Cámara Oficial de Comercio, Industria y Navegación de Barcelona (COCINB). Seguidamente, se hace una descripción detallada de la metodología propuesta y se realiza una aplicación para las expectativas de precios industriales analizadas previamente en la que se compara la serie estimada con las resultantes de aplicar algunos de los principales métodos de cuantificación contenidos en la literatura, tomando como referencia la tasa de variación interanual del Índice de Precios de Productos Industriales (IPRI) que elabora el INE por Comunidades Autónomas. Este análisis permite seleccionar el método de cuantificación más adecuado para seguir la evolución del IPRI y finalizar con las principales conclusiones.

2. Presentación de los datos

La encuesta de coyuntura industrial de la COCINB, cuyos resultados se presentan en la publicación *Boletín de Estadística y Coyuntura*¹ se realiza a empresarios catalanes de diferentes sectores industriales desde 1963, aunque no es hasta finales del año 1965 cuando amplía su ámbito territorial a Cataluña y Baleares después de introducir algunas modificaciones en la sectorización y en las preguntas del cuestionario. Aún así, la necesidad de obtener resultados comparables con el resto de encuestas similares realizadas en otros ámbitos territoriales junto con la variación registrada en la estructura industrial del país, han llevado a que se produzcan dos cambios metodológicos más.

El primer cambio se produce en el primer bimestre de 1991 y supone una ruptura de la serie histórica de los resultados. Sin embargo, en 1999 se introducen nuevas preguntas y se eliminan otras. Las modificaciones de 1991 condicionan y limitan las posibilidades de análisis. Con el objetivo de hacer una presentación más homogénea de los resultados, se utilizan los datos libres de estacionalidad de 1991 hasta 2002, ya que los cambios de 1999 no afectan a la variable precios analizada en este trabajo.

La ECI se compone de cuestionarios con preguntas sobre diferentes aspectos de la evolución de la empresa caracterizadas por su carácter dinámico y por su estructura cerrada. Así, los empresarios encuestados deben seleccionar entre tres posibles respuestas en función de si la evolución esperada para una variable es creciente, decreciente o constante, tanto respecto al período anterior como para el período próximo.

Esto hace que los resultados de la ECI se presenten como porcentajes ponderados de cada una de las tres categorías respecto del total de respuestas. De esta forma, cada categoría da lugar a un estadístico para cada variable y cada momento en el tiempo²: A_t (proporción de empresas que en el momento t esperan un incremento de la variable), B_t (proporción que espera un decremento) y C_t (proporción que no espera ningún cambio).

A diferencia de las series oficiales, estos estadísticos únicamente expresan el signo de la evolución esperada de la variable pero no abordan la magnitud del cambio. Con el objetivo de sintetizar la información contenida en los estadísticos cualitativos que se desprenden de las encuestas, Anderson (1951, 1952) describe el *Business Test method*. Esta metodología, actualmente utilizada en la presentación de los resultados de la mayoría de encuestas de opinión, consiste en la elaboración de un estadístico de síntesis a partir de las dos categorías extremas denominado saldo. El estadístico saldo se obtiene para cada momento en el tiempo como sustracción del estadístico B respecto al estadístico A : $S_t = A_t - B_t$.

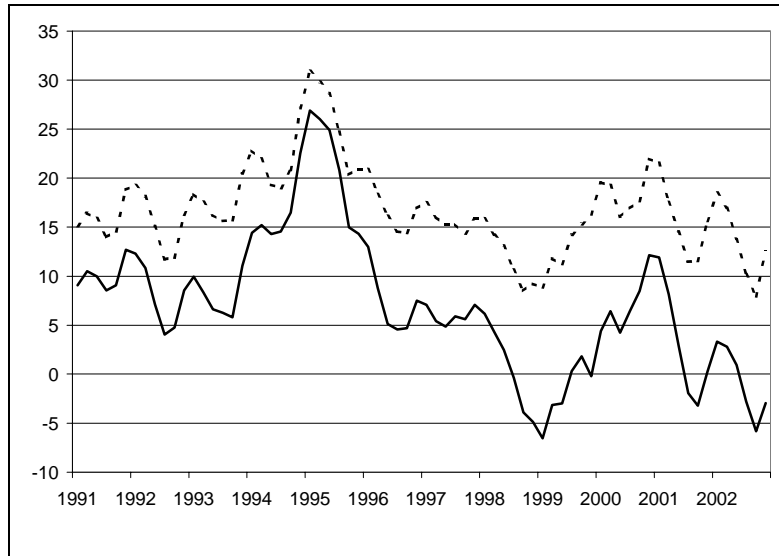
Este estadístico de síntesis se puede calcular tanto para la pregunta referente a la percepción de la evolución pasada (S_t^{t-1}) como para la que recoge la expectativa futura de la variable (S_t^{t+1}). Además de actuar como factor de escalamiento, el saldo ofrece una medida de los cambios medios esperados en la variable. Esto supone considerar los aumentos y las bajadas esperadas de la misma intensidad para el período considerado. Estas características diferenciales hacen que a la información que se desprende de la ECI deba dársele un tratamiento diferenciado.

En primer lugar se realiza un análisis de correlaciones que permite apuntar algunos de los rasgos fundamentales de los diferentes estadísticos. Entre los resultados obtenidos sorprende que la correlación de los estadísticos A_t^{t+1} y S_t^{t+1} con la evolución del índice cuantitativo de referencia utilizado para la cuantificación de la información cualitativa de la encuesta y su posterior evaluación (la tasa de variación interanual del IPRI³) es prácticamente idéntica: 0.78 y 0.76 respectivamente. De esto se desprende que el cálculo del estadístico de síntesis saldo no hace más que amplificar los incrementos y decrementos de la serie A .

Este fenómeno se constata con facilidad en el Gráfico 1, donde se puede observar como la serie del saldo evoluciona de forma similar a la serie A , aunque muestra un nivel inferior, especialmente en las épocas de decrecimiento. Este resultado se debe a la propia construcción del estadístico saldo, ya que sustrae la

información contenida en B a la serie A . Además, la categoría de respuesta B es la que normalmente presenta una menor magnitud de las tres.

Gráfico 1. Comparación del estadístico A_t^{t+1} y S_t^{t+1} ⁴

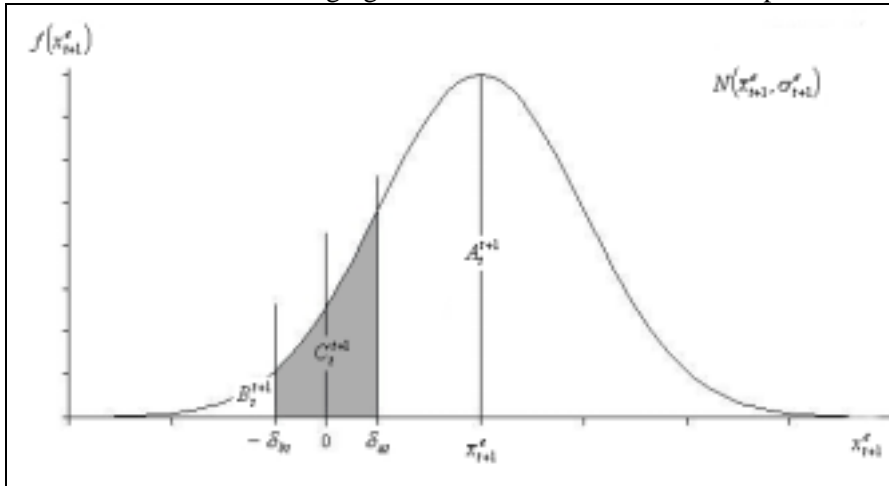


Por otro lado, la correlación negativa observada entre el estadístico C_t^{t+1} y la evolución del IPRI (-0.47), a pesar de ser algo inferior a la que presenta el B_t^{t+1} (-0.54), muestra la relación inversa existente entre la proporción de empresarios que no esperan ningún cambio en la evolución de los precios de venta y la tasa de crecimiento interanual de los precios industriales. Además, C_t^{t+1} toma valores muy elevados, sin bajar nunca del 65%⁵. Así, independientemente de la evolución del índice cuantitativo de referencia, año tras año hay un colectivo constante y considerable de empresarios que se muestran sistemáticamente indiferentes salvo si se producen incrementos relevantes en la evolución de la variable observada. A pesar de ser el de mayor magnitud, el estadístico C_t^{t+1} no aporta gran cantidad de información, encontrándose ésta en los estadísticos A y B . Así, el método presentado en el siguiente apartado se basa en A_t^{t+1} y B_t^{t+1} .

3. Estimación cuantitativa de expectativas

Dada la elevada correlación observada entre los estadísticos derivados de la encuesta para la tendencia esperada de los precios de venta y la evolución del IPRI se plantea la posibilidad de cuantificar la evolución de los precios industriales. Partiendo del marco teórico desarrollado por Theil (1952) representado en el Gráfico 2, según el cual las respuestas de los empresarios encuestados se distribuyen según una normal se puede obtener una estimación de la tasa de crecimiento esperada. Así, $\bar{x}_{t+1}^e = E(x_{t+1} / \Omega_t)$ hace referencia a la expectativa agregada media sobre el crecimiento de una determinada variable x del período t a $t+1$, condicionada al conjunto de información disponible en el momento de realizar la predicción, Ω_t .

Gráfico 2. Distribución agregada normal de la media de las expectativas



Los parámetros δ_{bt} y δ_{at} representan los límites inferior y superior del intervalo de indiferencia, los cuales recogen las tasas de variación esperadas de la variable analizada a partir de las cuales los empresarios manifiestan que se produce un decremento o un incremento de ésta respectivamente. A partir del supuesto de que el intervalo de indiferencia es simétrico y permanece fijo entre las empresas, se puede resolver el sistema de ecuaciones que surge de relacionar los estadísticos de la encuesta con el parámetro δ_t . Despejando se llega a la expresión $\bar{x}_{t+1}^e = \delta_t g_t^{t+1}$, donde δ_t escala el estadístico de síntesis $g_t^{t+1} = (b_t^{t+1} + a_t^{t+1}) / (b_t^{t+1} - a_t^{t+1})$ equivalente a una transformación no lineal del saldo (la cual evoluciona de forma prácticamente idéntica a éste⁶) que se obtiene a partir de la proporción de

empresarios que esperan un aumento (A_t^{t+1}) y de los que esperan una bajada (B_t^{t+1}) mediante $a_t^{t+1} = \Phi^{-1}(1 - A_t^{t+1})$ y $b_t^{t+1} = \Phi^{-1}(B_t^{t+1})$, entendiendo $\Phi(\cdot)$ como la función de distribución acumulativa de una variable normal estándar.

Para obtener una estimación de los momentos de primer y segundo orden de la distribución agregada de las expectativas de los empresarios es necesario obtener una estimación del parámetro de indiferencia. Knöbl (1974) supone que el intervalo de indiferencia es independiente de la variable de referencia y lo asume arbitrariamente igual a dos. A partir del supuesto de insesgadez a largo plazo, Carlson y Parkin (1975) proponen estimar el parámetro de indiferencia como el ratio entre la media aritmética de las tasas de variación de la variable cuantitativa de referencia realmente observada y la media aritmética del estadístico g_t^{t+1} para el período muestral considerado. Con el objetivo de evitar el supuesto de insesgadez, varios autores realizan propuestas de estimación alternativas del parámetro de indiferencia: Danes (1975), Bennett (1984) y Batchelor (1982, 1986), entre otros. Balcombe (1996) propone una generalización del método Carlson-Parkin.

No obstante, estos trabajos siguen suponiendo que el parámetro de indiferencia es constante para toda la muestra. Este supuesto resulta demasiado restrictivo, especialmente cuando se estiman expectativas para períodos muestrales amplios. Con el objetivo de relajar este supuesto, Dasgupta y Lahiri (1992) proponen utilizar el ratio Carlson-Parkin para diferentes submuestras. A partir de la utilización del filtro de Kalman, Seitz (1988) obtiene parámetros de indiferencia cambiantes en el tiempo.

En este trabajo se presenta un método de estimación de expectativas en dos etapas que permite introducir dinamicidad en el intervalo de indiferencia. Como los individuos encuestados no disponen de la tasa de variación de la variable del período en curso, sólo podrán incorporar a su conjunto de información la tasa de variación del período anterior, la cual se supone que sí conocen. Así, se introduce el supuesto de que únicamente considerarán que la variable analizada variará cuando la tasa de crecimiento esperada para el siguiente período sea mayor en valor absoluto que la tasa de crecimiento del indicador cuantitativo de referencia del período anterior.

De esta forma, en la primera etapa se obtiene un parámetro de indiferencia δ_t equivalente a la tasa de crecimiento interanual del indicador cuantitativo de referencia en el período $t-1$. Esta metodología de estimación del parámetro de indiferencia da como resultado una primera serie de expectativas⁷ de tasas de variación de la variable analizada, denominada como *input*:

$$\bar{x}_{input,t+1}^e = \delta_t^* g_t^{t+1}$$

donde $\delta_t^* = |x_{t-1}|$. En la segunda etapa se reescala esta primera serie de expectativas obtenidas en la etapa previa. Para ello se especifica la ecuación de regresión: $x_{t+1} = \alpha + \beta \bar{x}_{input,t+1}^e + u_t$, en la que se introduce la serie input como variable exógena. Esta regresión no debe interpretarse en ningún caso como una relación causal, ya que su única función es escalar $\bar{x}_{input,t+1}^e$. A partir de la estimación MCO de los parámetros de esta regresión se construye la siguiente ecuación de conversión:

$$\bar{x}_{t+1}^e = \alpha + \beta \bar{x}_{input,t+1}^e \quad \text{donde } \bar{x}_{input,t+1}^e = \delta_t^* g_t^{t+1} \text{ y } \delta_t^* = |x_{t-1}|$$

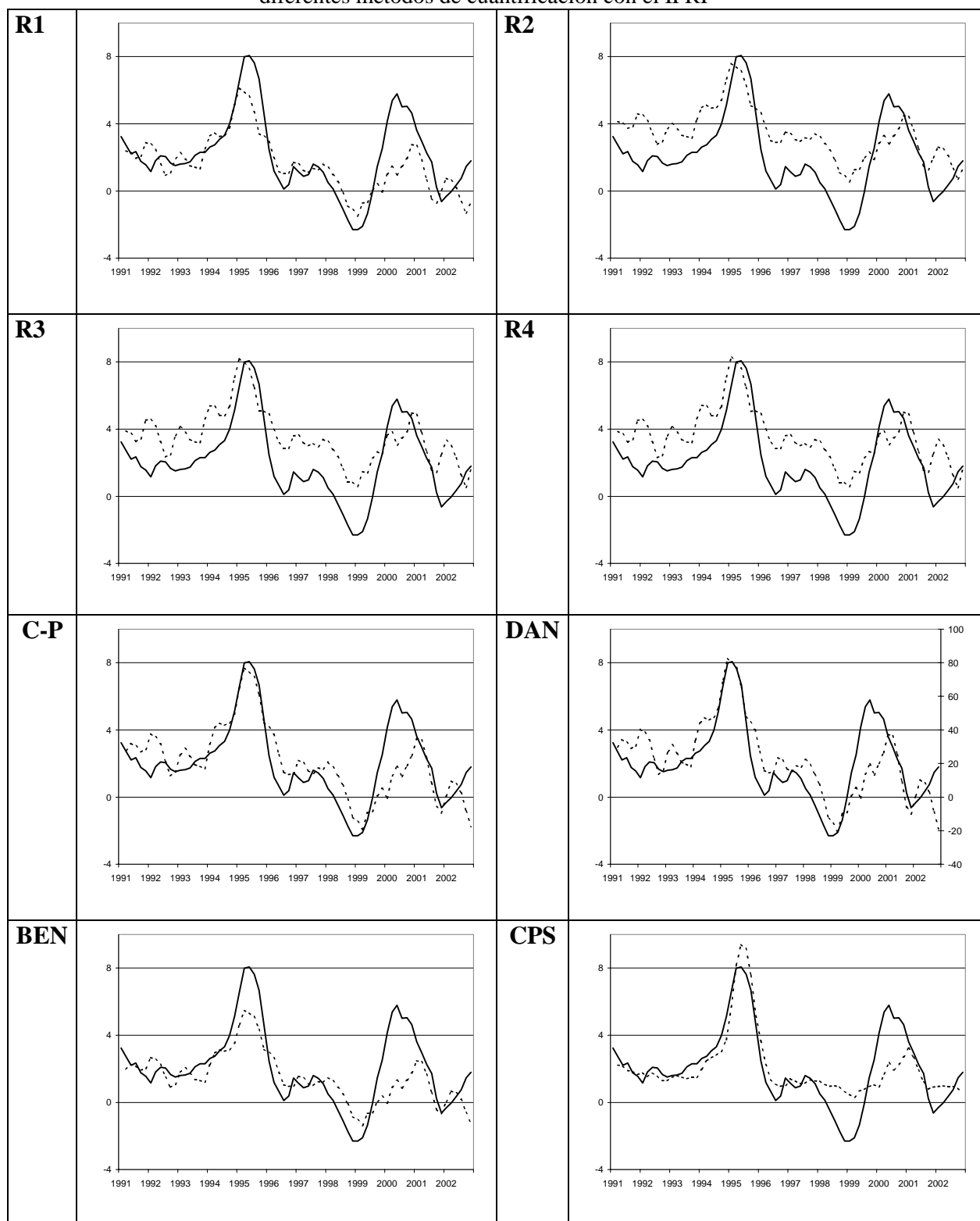
siendo \bar{x}_{t+1}^e la serie de expectativas estimadas de la tasa de variación de la variable analizada, la cual se puede utilizar como *proxy* de la tasa de variación futura de ésta.

4. Resultados

Con el objetivo de evaluar la adecuación de la metodología propuesta para cuantificar la información cualitativa contenida en las encuestas de opinión se realiza una aplicación para las expectativas de los precios de venta de la encuesta de coyuntura industrial de la COCINB (ECI) para el conjunto de la industria y la evolución del IPRI para el período comprendido entre el primer bimestre de 1991 y el último de 2002. La metodología propuesta se compara con algunos de los principales métodos de cuantificación propuestos en la literatura. Estos métodos se analizan de forma detallada en el Anexo.

En primer lugar, en el Gráfico 3 se presenta un análisis gráfico de los resultados derivados de cada uno de los métodos de cuantificación aplicados.

Gráfico 3. Comparación de las expectativas de inflación de productos industriales derivadas de los diferentes métodos de cuantificación con el IPRI⁹



Nota: Los métodos R1,R2,R3 y R4 hacen referencia respectivamente a las cuatro variaciones del método de regresión (1), (2), (3) y (4) recogidas en el Anexo. Los métodos probabilísticos C-P, DAN, BEN y CPS se corresponden con las expresiones (5), (6), (7) y (8) del Anexo: el método Carlson-Parkin, el de Danes, el de Bennett y el presentado en el capítulo 3 de este trabajo.

De entre los métodos de regresión, el método R1 es el que muestra un mejor escalamiento. Asimismo, a parte del método DAN⁸, parece que los métodos probabilísticos presentan, en conjunto, un mejor comportamiento que los métodos de regresión. Con el objetivo de confirmar estas primeras impresiones se realiza a continuación un análisis más detallado de las series de expectativas obtenidas. Tal como afirman Smith y McAleer (1995), no existe un procedimiento formal para evaluar los diferentes procesos de cuantificación. Siguiendo a Estrada y Urtasun (1998), y con el objetivo de seleccionar el método que permita realizar un mejor seguimiento de la serie cuantitativa de referencia, se realizan dos contrastes (test de insesgadez y test de eficiencia) para discriminar entre los métodos de cuantificación aplicados.

El test de insesgadez, más general que el de eficiencia, evalúa la significatividad estadística del error expectacional¹⁰ ($e_{t+1} = x_{t+1} - \bar{x}_{t+1}^e$) y, consiste en calcular la t -ratio de la constante de la siguiente regresión:

$x_{t+1} - \bar{x}_{t+1}^e = \alpha + u_{t+1}$, donde \bar{x}_{t+1}^e es la serie de expectativas derivadas en el momento t sobre la evolución de los precios esperada en el momento $t+1$ y u_{t+1} es el término de perturbación de esta expresión. El parámetro α es el coeficiente correspondiente al término constante de la regresión sobre el cual se realiza el contraste de significación ($H_0 : \alpha = 0$). El test de eficiencia consiste en contrastar si la ordenada en el origen y la pendiente son significativas en la expresión $x_{t+1} = \beta_1 + \beta_2 \bar{x}_{t+1}^e + v_{t+1}$. Así, mediante el estadístico F se contrasta la hipótesis nula $H_0 : \beta_1 = 0, \beta_2 = 1$.

Los resultados obtenidos para todos los métodos propuestos se resumen en el Cuadro 1. En negrita se señalan las t y las F que permiten aceptar las hipótesis nulas planteadas para un nivel de significación del 5%. Ninguna de las cuatro variaciones del método de regresión supera el contraste de insesgadez. Los resultados obtenidos mediante las cuatro métodos de regresión son muy similares, especialmente para R2, R3 y R4. No obstante, el método R1, correspondiente a la especificación más general, muestra un resultado superior al resto, llevando a aceptar la hipótesis nula del contraste de eficiencia.

Por lo que respecta a las cuatro variaciones del método probabilístico, únicamente el método CPS y el método C-P superan ambos contrastes. El método C-P, como es de esperar, supera el test de insesgadez, ya que las expectativas que de él se derivan están construidas de forma y manera que son insesgadas en promedio.

Cuadro 1. Contrastes de insesgadez y eficiencia

Test insesgadez	MÉTODO		Test eficiencia	MÉTODO	
	R1	C-P		R1	C-P
α	0.45	-0.06	β_1	0.32	0.29
t	(2.61)	(-0.31)	β_2	1.08	0.84
			F	(3.72)	(1.87)
	R2	DAN		R2	DAN
α	-1.35	-20.61	β_1	-1.94	0.29
t	(-7.72)	(-8.31)	β_2	1.17	0.08
			F	(31.53)	(13168.74)
	R3	BEN		R3	BEN
α	-1.46	0.55	β_1	-1.94	0.29
t	(-8.65)	(3.03)	β_2	1.14	1.17
			F	(38.58)	(5.70)
	R4	CPS		R4	CPS
α	-1.47	0.00	β_1	-1.92	0.00
t	(-8.69)	(0.00)	β_2	1.13	1.00
			F	(38.83)	(0.00)

Con el objetivo de complementar los resultados anteriores y poder realizar una selección definitiva del método de conversión más adecuado para el seguimiento de la evolución del IPRI se realiza un análisis de evaluación de predicciones. Para ello se calcula el error medio (EM), el error cuadrático medio (ECM) y el error absoluto medio (EAM) entre la serie de tasas interanuales del IPRI y las series de expectativas de crecimiento de precios industriales derivadas de cada uno de los métodos aplicados. El objetivo es seleccionar el método que en conjunto presente el EM más cercano a cero y los menores ECM y EAM. Esto permitirá escoger la metodología de conversión más adecuada para los datos sobre precios de venta esperados de la encuesta coyuntural de la COCINB para el conjunto de la industria.

En el Cuadro 2 se presentan los resultados obtenidos de la evaluación de la capacidad predictiva. En negrita se muestra el mejor resultado obtenido para cada estadístico de evaluación utilizado.

Cuadro 2. Estadísticos de evaluación de predicciones

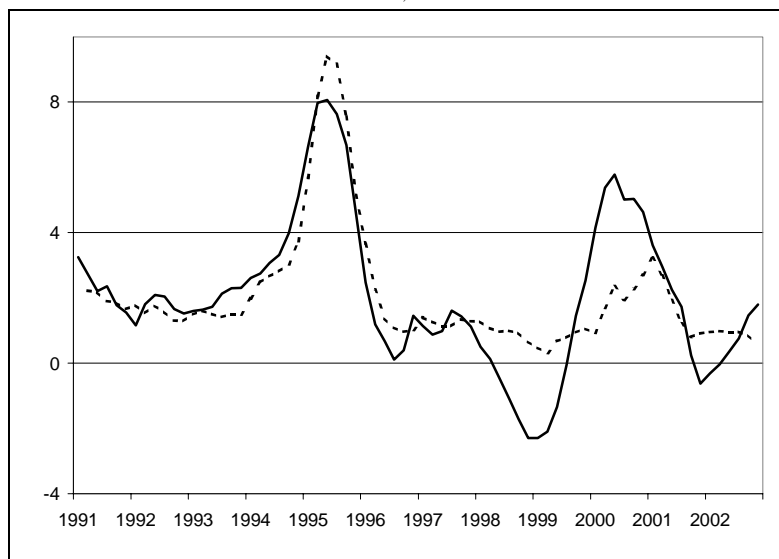
<i>MÉTODO</i>	EM	ECM	EAM
<i>R1</i>	0.45	2.30	1.11
<i>R2</i>	-1.35	3.98	1.81
<i>R3</i>	-1.46	4.14	1.80
<i>R4</i>	-1.47	4.15	1.80
<i>C-P</i>	-0.06	2.36	1.14
<i>DAN</i>	-20.61	855.70	23.77
<i>BEN</i>	0.55	2.61	1.17
<i>CPS</i>	0.00	1.79	0.98

En primer lugar, se observa como el método de escalamiento en dos etapas CPS es el que presenta mejores resultados predictivos. Esto es así para todos los estadísticos de evaluación utilizados. A pesar de que el método C-P muestra el segundo menor EM, el método R1 es el que presenta los mejores resultados predictivos después de la metodología propuesta.

Dado que el método CPS es el que se muestra más indicado para el seguimiento y la predicción de la evolución del IPRI a partir de las opiniones empresariales sobre la dirección del cambio esperado en los precios de venta industriales de la encuesta de la COCINB, a continuación se presenta en el Gráfico 4 la comparación entre la serie de expectativas cuantificadas mediante el método CPS y la evolución del IPRI.

Se puede observar como la serie de expectativas estimada presenta una relación coincidente con la serie de referencia hasta 1998. A pesar de que a finales del año 2000, la serie de expectativas muestra un cambio de tendencia que viene confirmado por la serie de precios, a partir de 1998 y hasta mediados de 1999, la serie cuantificada no capta la magnitud de la reducción de la tasa de variación interanual del IPRI. Este hecho no debe soslayarse.

Gráfico 4. Comparación de $\bar{x}_{8,t+1}^e$ con la evolución del IPRI¹¹



Con el objetivo de encontrar una explicación plausible para que la serie de expectativas estimadas se aleje de la serie cuantitativa de referencia durante ese período, cabe señalar, que una de las principales aplicaciones de los métodos de cuantificación es obtener series de expectativas directamente observables, las cuales no necesariamente deben coincidir con las series oficiales con las que se comparan. Esta hipótesis es la que se busca contrastar a partir de los tests de racionalidad. En este sentido, es posible que durante los años 1998 y 1999 los empresarios no consideraran que la magnitud del descenso en la evolución de los precios fuera tan acusada, entre otras cosas, por la necesidad que había en ese momento de cumplir los criterios de Maastricht. Esta podría ser una explicación de por qué la serie de expectativas estimada mediante el método de cuantificación propuesto no recoge la intensidad del descenso de la tasa de variación interanual del IPRI.

5. Conclusiones

Las opiniones empresariales son una fuente de información de gran utilidad para el análisis coyuntural. Para poder realizar predicciones a corto plazo de las principales variables económicas a partir de datos sobre la dirección de cambio esperada es necesario transformar las respuestas agregadas en expectativas sobre la tasa

de crecimiento futura. Con este objetivo, en el presente trabajo se diseña una variación del método de cuantificación probabilístico y se realiza una evaluación comparativa de su capacidad predictiva.

La metodología propuesta permite relajar el supuesto de constancia en el tiempo del parámetro de perceptibilidad y consigue introducir dinamicidad en los límites del intervalo de indiferencia sin necesidad de especificar un modelo de parámetros cambiantes en el tiempo, lo que supondría la introducción de un conjunto de hipótesis adicionales para su estimación. Además, la metodología de escalamiento en dos etapas desarrollada en el presente trabajo muestra una mayor capacidad predictiva de la evolución de los precios industriales en Cataluña a partir de las expectativas de precios de la ECI que el resto de métodos de cuantificación aplicados para el período muestral analizado.

Cabe señalar en último término que a pesar de que el ámbito de este estudio se restringe a las expectativas sobre la evolución de los precios de venta, esta metodología puede extenderse a cualquier otra variable siempre que se disponga de una serie cuantitativa de referencia que sirva como base para la cuantificación de la información de la encuesta.

NOTAS

* Los autores quieren agradecer la colaboración de la Cámara Oficial de Comercio, Industria y Navegación de Barcelona en la elaboración de este trabajo.

¹ Publicación donde se lanzó por primera vez la encuesta de coyuntural industrial de la COCINB, sustituida a partir de 1993 por *Perspectiva Económica de Catalunya*.

² Para diferenciar la percepción en t de la evolución de la variable respecto del mismo período del año anterior y la expectativa en t de la evolución esperada de la variable para el siguiente período, se utilizan los superíndices $(t-1)$ y $(t+1)$ respectivamente.

³ La tasa de variación interanual del Índice de Precios Industriales (IPRI) previamente bimestralizado sin filtrar elimina el componente estacional que presenta el índice en niveles.

⁴ En línea discontinua se representa la serie A_t^{t+1} y con línea continua la serie S_t^{t+1} .

⁵ Concretamente, la media aritmética del estadístico C_t^{t+1} durante el período de análisis es del 74%.

⁶ Este resultado no es de extrañar, ya que Theil (1952) desarrolló este estadístico precisamente para dar una justificación teórica a la utilización del saldo, desarrollando un modelo general que engloba el modelo de Anderson como un caso particular en el que las expectativas de los empresarios encuestados se distribuyen como una uniforme.

⁷ Estas series muestran una elevada correlación con el indicador cuantitativo de referencia y unos resultados muy satisfactorios en los estadísticos de evaluación, pero no superan ni el test de insesgadez ni el de eficiencia al no estar completamente escaladas. Por este motivo se insertan dentro de un modelo más general que consigue escalarlas completamente.

⁸ De los resultados que se desprenden a primera vista cabe destacar que en el caso del método de estimación propuesto por Danes (1975), se ha tenido que añadir un eje secundario para la serie de expectativas, ya que el escalamiento obtenido mediante esta metodología no es nada satisfactorio.

⁹ En línea continua se representa la tasa de variación interanual del IPRI y el línea discontinua la serie de expectativas de precios estimada según cada método.

¹⁰ Se entiende por error expectacional, la diferencia entre la serie de precios observada adecuadamente adelantada y la expectativa sobre dicha serie derivada en el período t : $e_{t+k,t} = x_{t+k} - \bar{x}_{t+k,t}^e$. En nuestro análisis $k=1$, por lo que utilizaremos el error expectacional correspondiente a un bimestre.

¹¹ En línea continua se representa la tasa de variación interanual del IPRI y el línea discontinua la serie de expectativas de precios estimada según la metodología propuesta.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDERSON, O. (1951), "Konjunkturtest und Statistik", *Allgemeines Statistical Archives*, 35, 209-220.

ANDERSON, O. (1952), "The business test of the IFO-Institute for economic research, Munich, and its theoretical model", *Revue de l'Institut International de Statistique*, 20, 1-17.

ARANDA, D., GONZÁLEZ, A. y PETITBÓ, A. (1984), "Las encuestas de opiniones empresariales. Un instrumento útil para conocer la coyuntura industrial", *Economía Industrial*, 299, 137-156.

BALCOMBE, K. (1996), "The Carlson-Parkin method applied to NZ price expectations using QSBO survey data", *Economics Letters*, 51, 51-57.

BATCHELOR, R. A. (1982), "Expectations, output and inflation: the European experience", *European Economic Review*, 17, 1-25.

BATCHELOR, R. A. (1986), "Quantitative v. Qualitative measures of inflation expectations", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 99-120.

BENNETT, A. (1984), "Output expectations of manufacturing industry", *Applied Economics*, 16, 869-879.

CÁMARA OFICIAL DE COMERCIO, INDUSTRIA Y NAVEGACIÓN DE BARCELONA (1991), *Boletín de Estadística y Coyuntura*, No. 157.

CARLSON, J. A. y PARKIN, M. (1975), "Inflation expectations", *Economica*, 42, 123-138.

COMISIÓN EUROPEA (1997), "The joint harmonized EU programme of business and consumer surveys", *European Economy*, No. 6.

DANES, M. (1975), "The measurement and explanation of inflationary expectations in Australia", *Australian Economic Papers*, 19, 75-87.

DASGUPTA, S. y LAHIRI, K. (1992), "A comparative study of alternative methods of quantifying qualitative survey responses using NAPM data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 391-400.

ESTRADA, A. y URTASUN, A. (1998), "Cuantificación de expectativas a partir de las encuestas de opinión", Documento de Trabajo 9803, Servicio de Estudios del Banco de España.

KNÖBL, A. (1974), "Price expectations and actual price behaviour in Germany", *International Monetary Fund Staff Papers*, 21, 83-100.

SEITZ, H. (1988), "The estimation of inflation forecasts from business survey data", *Applied Economics*, 20, 427-438.

SMITH, J. y MCALEER, M. (1995), "Alternative procedures for converting qualitative response data to quantitative expectations: an application to Australian manufacturing", *Journal of Applied Econometrics*, 10, 165-185.

THEIL, H. (1952), "On the time shape of economic microvariables and the Munich business test", *Revue de l'Institut International de Statistique*, 20, 105-120.

Anexo

La literatura sobre la estimación de expectativas a partir de encuestas de opinión distingue entre dos grupos fundamentales de métodos de cuantificación.

1. Métodos basados en el modelo de regresión. A partir de la elevada correlación encontrada por Anderson (1952) entre el estadístico saldo (S_t) y las series cuantitativas oficiales (x_t), Theil (1952) propone especificar la siguiente expresión general con el objetivo de obtener series de expectativas sobre la variable estudiada a partir de la información de la encuesta:

$$\bar{x}_{R1,t+1}^e = \alpha + \beta_1 A_t^{t+1} + \beta_2 B_t^{t+1} \quad (1)$$

Los parámetros de esta expresión se estiman, siguiendo a Pesaran (1984), a partir de la regresión $x_{t-1} = \alpha + \beta_1 A_t^{t-1} + \beta_2 B_t^{t-1} + u_t$. A partir del supuesto que se realiza sobre los parámetros de la especificación más general se llega a los tres casos particulares siguientes:

$$\text{Si } \beta_1 = \beta_2 = \beta \Rightarrow \bar{x}_{R2,t+1}^e = \alpha + \beta S_t^{t+1} \quad (2)$$

$$\text{Si } \alpha = 0 \Rightarrow \bar{x}_{R3,t+1}^e = \beta_1 A_t^{t+1} + \beta_2 B_t^{t+1} \quad (3)$$

$$\text{Si simultáneamente } \beta_1 = \beta_2 = \beta \text{ y } \alpha = 0 \Rightarrow \bar{x}_{R4,t+1}^e = \beta S_t^{t+1} \quad (4)$$

2. Métodos basados en un enfoque probabilístico. El enfoque probabilístico fue desarrollado por Theil (1952) para dar una justificación teórica a la utilización del estadístico saldo propuesto por Anderson (1951). Theil desarrolló esta metodología para tres casos particulares: la distribución uniforme, la distribución normal con varianza constante y la distribución normal con varianza cambiante en el tiempo. En el presente estudio únicamente se considera la distribución normal con varianza cambiante en el tiempo.

A pesar de la simplificación que conlleva, Theil (1952) supone $\delta_{bt} = \delta_{at} = \delta \quad \forall t = 1, \dots, T$. De esta forma el autor considera que el intervalo de indiferencia es simétrico y permanece fijo tanto entre las empresas como a lo largo del tiempo. A partir de un razonamiento basado en la Ley de Weber, según la cual existe un

rango de imperceptibilidad dentro del cual el incremento de estímulo físico necesario para producir una diferencia perceptible en la sensación se mantiene constante, Carlson y Parkin (1975) justifican la existencia de una tasa de variación de la variable alrededor de cero que el encuestado no puede distinguir de cero, la cual definen como parámetro de indiferencia δ .

Una vez justificada la constancia en el tiempo del intervalo de indiferencia y, suponiendo que la distribución de las expectativas medias entre los individuos es aproximadamente normal apelando al Teorema Central del Límite, Carlson y Parkin (1975) introducen el supuesto de insesgadez y estiman el parámetro de indiferencia de forma que sea proporcional como media al índice cuantitativo de referencia durante el período muestral considerado:

$$\bar{x}_{C-P,t+1}^e = \delta_{C-P} g_t^{t+1} \quad \text{donde} \quad \delta_{C-P} = \frac{\sum_{t=1}^T x_{t+1}}{\sum_{t=1}^T g_t^{t+1}} \quad (5)$$

x_{t+1} recoge la tasa interanual de variación de la variable estudiada en el período $t+1$ y δ_{C-P} escala el estadístico de síntesis $g_t^{t+1} = (b_t^{t+1} + a_t^{t+1}) / (b_t^{t+1} - a_t^{t+1})$ equivalente a una transformación no lineal del saldo que se obtiene a partir de la proporción de empresarios que esperan un aumento (A_t^{t+1}) y de los que esperan una bajada (B_t^{t+1}) mediante $a_t^{t+1} = \Phi^{-1}(1 - A_t^{t+1})$ y $b_t^{t+1} = \Phi^{-1}(B_t^{t+1})$, entendiendo $\Phi(\cdot)$ como la función de distribución acumulativa de una variable normal estándar.

La propuesta de este ratio permite obtener una estimación de los momentos de primer y segundo orden de la distribución agregada de las expectativas de los empresarios y hace que el método probabilístico propuesto por Theil (1952) y desarrollado por Carlson y Parkin (1975) sea el más analizado en la literatura. Las diferentes variaciones del método probabilístico aplicadas en este trabajo representan propuestas de estimación alternativas del intervalo de indiferencia suponiendo que las expectativas se distribuyen normalmente, concretamente las de Danes (1975) y Bennett (1984).

A partir de la expresión general $\bar{x}_{t+1}^e = \delta g_t^{t+1}$, y con el objetivo de relajar el supuesto de insesgadez de las expectativas, Danes (1975) propone sustituir g_t^{t+1} por g_t^{t-1} , es decir utilizar las perspectivas sobre la evolución pasada de la variable en lugar de las expectativas sobre la tendencia futura:

$$\bar{x}_{DAN,t+1}^e = \delta_{DAN} g_t^{t+1} \quad \text{donde} \quad \delta_{DAN} = \frac{\sum_{t=2}^{T-1} x_{t-1}}{\sum_{t=2}^{T-1} g_t^{t-1}} \quad (6)$$

Bennett (1984) propone un procedimiento completamente distinto a los anteriores, consistente en obtener δ a partir de la estimación MCO de la regresión $x_{t-1} = \gamma + \delta_{BEN} g_t^{t-1} + u_t$. Al suponerse ambas series independientes, la estimación mínimo-cuadrática del intervalo de indiferencia, δ_B , debe interpretarse como el coeficiente de correlación entre ambas series. La expresión resultante a partir de este método es:

$$\bar{x}_{BEN,t+1}^e = \delta_{BEN} g_t^{t+1} \quad \text{donde} \quad \delta_{BEN} = \frac{\sum_{t=2}^{T-1} (x_{t-1} - \bar{x}_{t-1})(g_t^{t-1} - \bar{g}_t^{t-1})}{\sum_{t=2}^{T-1} (x_{t-1} - \bar{x}_{t-1})} \quad (7)$$

En último término se aplica la ecuación de conversión propuesta en el presente trabajo:

$$\bar{x}_{CPS,t+1}^e = \alpha + \beta \bar{x}_{input,t+1}^e \quad \text{donde} \quad \bar{x}_{input,t+1}^e = \delta^* g_t^{t+1} \text{ y } \delta^* = |x_{t-1}| \quad (8)$$